



ENSAYOS

sobre política económica

Inversión y eficiencia técnica en la industria manufacturera colombiana

Alberto Isgut


Revista ESPE, No. 29, Art. 01, Junio de 1996
Páginas 5-34



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Inversión y eficiencia técnica en la industria manufacturera colombiana

*Alberto Isgur**



os principales contendientes en el debate teórico sobre las causas del crecimiento económico son el modelo neoclásico de crecimiento y los nuevos modelos de crecimiento endógeno. La principal discrepancia es sobre el rol de la tecnología: Mientras que el modelo neoclásico caracteriza la tecnología como un bien público disponible para todas las empresas, los nuevos modelos de crecimiento endógeno enfatizan que las innovaciones tecnológicas no se difunden instantáneamente, y que su adopción involucra recursos como capital humano y nuevos equipos. Este trabajo investiga las implicaciones empíricas de este debate utilizando datos microeconómicos de la industria manufacturera colombiana. Los resultados muestran que el nivel de tecnología difiere en forma sistemática entre distintas unidades productivas. En general, los establecimientos más grandes tienden a ser los más eficientes. Pese a que el nivel de inversión en maquinaria y equipo está positivamente asociado con el nivel de eficiencia, no hemos encontrado una relación positiva significativa entre nivel de inversión en maquinaria y equipo y crecimiento de la productividad.

* Department of Economics, Wesleyan University, Middletown, Connecticut 06459, U.S.A. E-mail: aisgut@wesleyan.edu. Agradezco la autorización concedida por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) de Colombia para utilizar la Encuesta Anual Manufacturera en mi investigación, así como la amable hospitalidad de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República, donde llevé a cabo parte del proyecto. También agradezco los comentarios de G. Helleiner, A. Berry, P. Pauly, M. Fuss, y participantes en seminarios en la Universidad de Toronto y el Instituto Tecnológico Autónomo de México. Este artículo fue traducido por María Victoria de Mejía y revisado por Adriana Pontón. Todas las opiniones y eventuales errores contenidos en el presente escrito son del autor.

I. INTRODUCCION

En una serie de estudios empíricos, De Long y Summers (1991, 1992, 1993) encontraron una alta correlación entre la tasa de inversión en maquinaria y equipo y la tasa de crecimiento de la productividad de la fuerza laboral. Levine y Renelt (1992) confirman que la correlación positiva entre la tasa de inversión fija y el crecimiento del *PIB* es robusta a un gran número de especificaciones econométricas alternativas. Estos resultados no son muy sorprendentes. Después de todo, la tasa de inversión representa la velocidad a la cual la economía acumula capital, que es uno de los factores de producción. Sin embargo, ellos constituyen una importante contribución al debate teórico sobre las causas del crecimiento económico.

Los principales contendientes en el debate teórico son el modelo neoclásico de crecimiento propuesto por Solow (1956) y los nuevos modelos de crecimiento endógeno formulados a partir del trabajo de Romer (1990). La principal divisoria de aguas es cuál es el rol de la tecnología en el crecimiento económico. El modelo neoclásico caracteriza la tecnología como un bien público que está disponible para todas las empresas. Diferencias en los niveles y tasas de crecimiento del *PIB* en distintos países se explican principalmente por diferencias en las dotaciones y tasas de crecimiento de los factores productivos. Mankiw, Romer, y Weil (1992) permiten que el nivel de tecnología difiera entre países, pero consideran dichas diferencias como de carácter aleatorio, probablemente causadas por factores exógenos tales como la dotación de factores, el clima, o las instituciones.

De acuerdo con los nuevos modelos de crecimiento endógeno, la tecnología no es un bien público disponible a todas las empresas, sino el resultado de acciones deliberadas de empresas privadas, motivadas por el afán de lucro. De acuerdo con esta visión neo-Schumpeteriana, los innovadores exitosos son capaces de apropiar buena parte de las ganancias generadas a partir de la adopción de nuevas técnicas. Por supuesto, con el tiempo otras empresas podrán imitar a los innovadores, y las mejoras tecnológicas se difundirán en la economía, permitiendo una tasa más alta de crecimiento económico. Sin embargo, la difusión de nuevas tecnologías no ocurre instantáneamente, ya que involucra un proceso de aprendizaje por parte de las empresas. Dado que la implementación de innovaciones tecnológicas está frecuentemente asociada al uso de nuevos

equipos y a la disponibilidad de personal técnico capacitado, no todas las empresas podrán introducir mejoras técnicas al mismo ritmo.

Los nuevos modelos de crecimiento endógeno tienen dos implicaciones empíricas fácilmente verificables. En primer lugar, debido a que la difusión tecnológica no es instantánea, distintas unidades de producción deben operar con una tecnología diferente. En segundo lugar, dado que la generación y adopción de tecnología involucra recursos como capital físico y humano, debe existir una relación sistemática entre diferencias tecnológicas y características observables de la firma. Dentro de este contexto, las correlaciones halladas por De Long y Summer sugieren una relación causal mediante la cual altas tasas de inversión acelerarían el proceso de cambio tecnológico y el crecimiento económico.

La investigación empírica sobre las causas del crecimiento económico no ha avanzado tanto como la teoría. En una reciente evaluación, Mankiw (1995) sostiene que el modelo neoclásico de crecimiento tiene un razonable poder explicativo, especialmente si este incluye como factor de producción el capital humano junto con el trabajo y el capital físico. Islam (1995) propone una especificación econométrica alternativa al modelo neoclásico en la que el nivel de tecnología puede diferir entre distintos países. Sus resultados demuestran que el nivel de tecnología difiere en forma sistemática entre países, y que existe un alto grado de correlación entre nivel tecnológico y capital humano.

El propósito de este trabajo es contribuir a este debate utilizando datos microeconómicos de la industria manufacturera colombiana. El principal motivo para utilizar datos microeconómicos es que el concepto de función de producción, en que se basa el debate sobre las causas del crecimiento, es intrínsecamente microeconómico. Si bien el uso de funciones de producción agregadas es común en la literatura económica, los resultados obtenidos con datos macroeconómicos pueden estar sujetos a sesgos de agregación (véase Basu y Fernald, 1997). Asimismo, el uso de datos microeconómicos otorga suficientes grados de libertad para estimar un gran número de parámetros y para analizar cuán robustos son los resultados a distintas especificaciones econométricas y submuestras.

Similarmente a Islam (1995), las especificaciones de la función de producción utilizadas en este trabajo permiten que la tecnología difiera entre unidades productivas. En los modelos estimados, que se conocen como fronteras de

producción estocásticas, los parámetros de la función de producción son idénticos para todas las unidades productivas con la excepción del intercepto, que representa el nivel de tecnología propio de cada establecimiento. Estos modelos permiten llevar a cabo una variedad de tests estadísticos, como, por ejemplo, para determinar si los parámetros tecnológicos individuales son significativamente diferentes entre sí o si ellos están correlacionados con otros regresores.

Dado que la estimación de los parámetros tecnológicos depende de la forma de la función de producción, este trabajo le presta mucha atención al problema de especificación. Los resultados principales se basan en la estimación de siete modelos diferentes con dos submuestras de la base de datos¹.

Los resultados son robustos a la elección de forma funcional y submuestra. El nivel de tecnología difiere en forma sistemática entre distintas unidades productivas. En general, las plantas que invierten más, tanto en maquinaria y equipo como en equipo de oficina, tienden a ser más eficientes. Sin embargo, el parámetro tecnológico también está positivamente correlacionado con el empleo de trabajo y materiales de cada planta. Esto sugiere que el tamaño de la planta es uno de los determinantes del grado de eficiencia a nivel microeconómico.

La sección siguiente presenta detalles de la formulación econométrica y los datos utilizados. La Sección 3 muestra los resultados obtenidos a partir de la estimación de los modelos principales y de una extensión en la que la eficiencia de las plantas varía a través del tiempo. Las conclusiones se presentan en la Sección 4.

II. FORMULACION ECONOMETRICA

Una función de producción $Y = f(X)$ indica el volumen de producción Y que se puede obtener con diferentes combinaciones de insumos, representados por el vector X . Una función de producción econométrica representa el nivel promedio de producción de los establecimientos de la muestra, dados los insumos empleados. Una especificación estándar es la siguiente:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + v_{it}$$

¹ También hemos estimado ecuaciones a nivel de industrias individuales y subperíodos de tiempo, cuyos resultados no son reportados en este estudio. Las conclusiones que se obtienen a partir de ellos no difieren cualitativamente de las obtenidas con las dos submuestras utilizadas.

donde y_{it} es el logaritmo del volumen de producción, x_{it} es el logaritmo del vector de insumos, $i=1,\dots,N$ indexa los establecimientos productivos, $t=1,\dots,T_i$ son observaciones del establecimiento i en el tiempo, y v_{it} es una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida con media cero, que representa ruido estadístico.

Una frontera de producción estocástica representa el nivel *máximo* de producción de los establecimientos de la muestra, dados los insumos utilizados. Además del ruido estadístico, el término de error incluye un segundo componente $\mu_i \geq 0$ que representa ineficiencia técnica:

$$(1) \quad y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + v_{it} - \mu_i$$

El parámetro α representa el nivel *máximo* de eficiencia de los establecimientos productivos que integran la muestra. Si definimos al nivel de tecnología del establecimiento i como $\alpha_i = \alpha - \mu_i$, podemos expresar la frontera de producción alternativamente como

$$(2) \quad y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + v_{it}$$

Nótese que cuando la función de producción es Cobb-Douglas, con rendimientos constantes a escala, la suma $\alpha_i + v_{it}$ es equivalente al concepto de productividad total de los factores.

Un importante problema de especificación es si debemos considerar a α_i como un efecto fijo o aleatorio (véase Schmidt y Sickles, 1984). Si los determinantes de la tecnología están correlacionados con algunos de los insumos utilizados por los establecimientos, especificar α_i como un efecto aleatorio produciría un sesgo de variable omitida en el parámetro β de la función de producción. En este caso, la especificación correcta de α_i es como un efecto fijo.

Este problema de especificación no es meramente econométrico, sino que tiene importantes implicaciones teóricas. Recuérdese que en los nuevos modelos de crecimiento endógeno la generación y adopción de tecnología es causada por acciones deliberadas de las empresas, y que dichas acciones requieren el uso de ciertos insumos, como personal especializado y nuevos equipos. El modelo neoclásico, por el contrario, considera que las diferencias tecnológicas entre establecimientos son causadas por factores exógenos a los establecimientos, que pueden modelarse como aleatorios. Por lo tanto, tests estadísticos para

determinar si α_i puede especificarse como un efecto aleatorio constituyen un test de especificación del modelo neoclásico de crecimiento.

En total, se estiman siete variantes de la Ecuación (1). En el Modelo 1 la función de producción es translogarítmica con tres insumos: trabajo, materiales y capital físico. Por lo tanto, el vector x_{it} tiene los siguientes elementos:

$$x_{it} = (l_{it}, m_{it}, k_{it}, l_{it}^2, m_{it}^2, k_{it}^2, lm_{it}, lk_{it}, mk_{it})$$

donde l_{it} , m_{it} y k_{it} son, respectivamente, los logaritmos del trabajo, los materiales y el capital; l_{it}^2 , m_{it}^2 y k_{it}^2 son los cuadrados de los logaritmos del trabajo, los materiales y el capital; y lm_{it} , lk_{it} y mk_{it} son los productos de los logaritmos, respectivamente, del trabajo y los materiales, el trabajo y el capital, y los materiales y el capital.

Los Modelos 2 y 3 son modelos de frontera tendencial (véase Koop, Osiewalski, y Steel, 1995), en los cuales los parámetros de la frontera de producción pueden cambiar a través del tiempo. En el Modelo 2 los coeficientes α y β son funciones lineales del tiempo: $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 t$, $\beta = \beta_0 + \beta_1 t$, mientras que en el Modelo 3 α y β son funciones cuadráticas del tiempo: $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2$, $\beta = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2$. Estos modelos son estimados mediante la interacción de todas las variables en x_{it} con el tiempo (y el tiempo al cuadrado).

El Modelo 4 es uno de frontera translogarítmica en el cual se incluye el tiempo como una variable explicativa adicional. Por lo tanto, el logaritmo del tiempo, el cuadrado del logaritmo del tiempo, y los productos del logaritmo del tiempo con los logaritmos del trabajo, los materiales, y el capital se agregan al vector x_{it} . Nótese que este modelo es una versión restringida del Modelo 3.

El Modelo 5 también es una versión restringida del Modelo 3 en el que solo el intercepto (α) es una función cuadrática del tiempo. El Modelo 6 es una frontera de producción Cobb-Douglas: el vector x_{it} solo incluye los logaritmos del trabajo, los materiales y el capital. Por último, el Modelo 7 es una frontera de producción translogarítmica donde la variable dependiente es el valor agregado en vez del volumen de producción. En este caso, el vector x_{it} no incluye ninguno de los elementos que involucran al logaritmo de los materiales.

A. DETALLES DE LA ESTIMACION

Los siete modelos son estimados tanto con efectos fijos como aleatorios. En los modelos con efectos fijos cada variable en la Ecuación (1) es reemplazada por su desviación con respecto al promedio de cada establecimiento productivo durante el período de la muestra:

$$(3) \quad y_{it} - \bar{y}_i = \beta' [x_{it} - \bar{x}_i] + v_{it} - \bar{v}_i$$

donde $\bar{y}_i = T_i^{-1} \sum_t y_{it}$, $\bar{x}_i = T_i^{-1} \sum_t x_{it}$, y $\bar{v}_i = T_i^{-1} \sum_t v_{it}$. Dado que el nivel de ineficiencia de cada establecimiento (μ_i) es un parámetro fijo, esta transformación lo elimina de la ecuación. Nótese que el error estadístico transformado ($v_{it} - \bar{v}_i$) está distribuido independiente e idénticamente con media cero. Por lo tanto, es posible estimar esta ecuación por mínimos cuadrados ordinarios. Luego de estimar el vector β podemos recuperar los parámetros tecnológicos específicos a cada establecimiento productivo como

$$(4) \quad \hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}' \bar{x}_i$$

y luego, calcular el nivel de ineficiencia de cada establecimiento i como

$$(5) \quad \hat{\mu}_i = \max_i \{ \hat{\alpha}_i \} - \hat{\alpha}_i$$

En el modelo de efectos aleatorios, tanto v_{it} como μ_i son variables aleatorias. El primer paso consiste en estimar las varianzas de v_{it} y μ_i , que denotamos, respectivamente, por σ_v^2 y σ_μ^2 . La varianza estimada del ruido estadístico es simplemente el estadístico s^2 de la regresión expresada en la Ecuación 3:

$$(6) \quad \hat{\sigma}_v^2 = \frac{SSE}{n - N - K + 1}$$

donde SSE es la suma de errores al cuadrado, $n = \sum_i T_i$ es el número total de observaciones, N es el número de establecimientos, y K es el número de regresores (excluyendo el intercepto). La varianza estimada del nivel de ineficiencia tiene una expresión algo más complicada:

$$(7) \quad \hat{\sigma}_{\mu}^2 = \frac{SSE_b - (N - K)\hat{\sigma}_v^2}{n - \text{tr}\left((Z'PZ)^{-1}Z'Z_{\mu}Z_{\mu}'Z\right)}$$

donde SSE_b es la suma de errores al cuadrado de la regresión entre establecimientos², tr es el operador de traza, Z es la matriz $n \times K$ de los regresores, P es una matriz ortogonal de transformación $n \times n$ que calcula los promedios para cada establecimiento de la matriz Z , y Z_{μ} es una matriz $n \times N$ de variables dummy asociadas con los efectos individuales de cada establecimiento (véase Baltagi, 1995, p. 149-53). En el caso de un panel balanceado (en el cual cada establecimiento tiene exactamente T observaciones) $Z_{\mu}Z_{\mu}'$ se reduce a $P \times T$. Por lo tanto, la varianza estimada del nivel de ineficiencia se simplifica como

$$(8) \quad \hat{\sigma}_{\mu}^2 = \frac{s_b^2 - \hat{\sigma}_v^2}{T}$$

donde s_b^2 es el estadístico s^2 de la regresión entre establecimientos. Nótese que el valor estimado $\hat{\sigma}_{\mu}^2$ puede ser negativo si la variabilidad entre establecimientos es menor que la variabilidad en el tiempo de las observaciones de cada establecimiento. Una vez estimados los componentes de la varianza, debemos transformar los datos de modo que el término de error de la regresión a estimar esté distribuido independiente e idénticamente con media cero. La regresión a estimar es:

$$(9) \quad y_{it} - \hat{\theta}_i \bar{y}_i = \alpha - \hat{\theta}_i \alpha + \beta' [x_{it} - \hat{\theta}_i \bar{x}_i] + v_{it} - \hat{\theta}_i \bar{v}_i$$

donde

$$\hat{\theta}_i = 1 - \frac{\hat{\sigma}_v}{\sqrt{T_i \hat{\sigma}_{\mu}^2 + \hat{\sigma}_v^2}}$$

y T_i es el número total de observaciones del establecimiento i ³. La ecuación (9) puede estimarse por mínimos cuadrados ordinarios. Nótese que $\hat{\sigma}_{\mu}^2 = 0$ implica que $\hat{\theta}_i = 0$, en cuyo caso el modelo de efectos aleatorios se vuelve

² La regresión entre establecimientos es $\bar{y}_i = \alpha_b + \beta_b' \bar{x}_i + \bar{v}_i$.

³ En un panel balanceado, $\hat{\theta}_i$ se reduce a la constante $\hat{\theta} = 1 - (\hat{\sigma}_v / s_b)$.

indistinguible de MCO⁴. Siguiendo a Schmidt y Sickles (1984), los parámetros del nivel de eficiencia específicos a cada establecimiento se estiman como:

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{T_i} \sum_t [y_{it} - \hat{\beta}_{MCG}' x_{it}],$$

donde $\hat{\beta}_{MCG}$ son los parámetros estimados en la Ecuación (9).

B. DATOS

La fuente de información del presente estudio es la Encuesta Anual Manufacturera de Colombia, que incluye a todos los establecimientos productivos con un mínimo de 10 trabajadores entre 1974 y 1991⁵. Las variables usadas para la estimación fueron construidas de la siguiente manera:

La producción, las materias primas y el valor agregado, que en la Encuesta están expresados en pesos nominales, se deflactan por el índice de precios del productor elaborado por el Banco de la República. Si bien, existen índices de precios sectoriales a tres dígitos del código *CIU*, sólo a partir de 1990 se dispone de índices sectoriales de precios del productor con base en una amplia gama de productos. Dado que utilizar un índice de precios inadecuado podría generar sesgos difíciles de evaluar, hemos optado por ignorar las variaciones en los precios relativos⁶.

La fuerza laboral, L_{it} , se define como el número total de trabajadores empleados al servicio del establecimiento productivo al 15 de noviembre de cada año, sin contar los temporales. Esta definición de fuerza laboral incluye diferentes tipos de trabajadores: obreros, personal administrativo, personal técnico y gerentes. Si la composición de trabajadores varía de un

⁴ Como es convencional, en este trabajo reemplazamos valores estimados negativos de $\hat{\sigma}^2_{\mu}$ por cero, en cuyo caso el modelo de efectos aleatorios se reduce a MCO.

⁵ El requisito de tener por lo menos 10 trabajadores determina si un establecimiento productivo es encuestado por primera vez. Sin embargo, muchos establecimientos han seguido apareciendo en la Encuesta aun cuando posteriormente el número de trabajadores disminuyó a menos de 10. Por lo tanto, los datos incluyen empresas con menos de 10 trabajadores.

⁶ No obstante, también hemos llevado a cabo todas las regresiones presentadas en este trabajo con datos deflactados por índices de precios sectoriales. En esencia, los resultados son los mismos.

establecimiento a otro, el número de ellos no constituye una medida relevante del capital humano empleado en el establecimiento. Para solucionar este problema, construimos una medida de capital humano. Siguiendo el procedimiento propuesto por Griliches y Ringstad (1971), definimos trabajo en unidades de eficiencia, como

$$L_{it}^* = L_{0it} + w_{1t} L_{1it} + w_{2t} L_{2it} + w_{3t} L_{3it} + w_{4t} L_{4it},$$

donde L_{0it} son obreros (incluyendo aprendices), L_{1it} personal administrativo, L_{2it} gerentes y propietarios, L_{3it} personal técnico local, L_{4it} personal técnico extranjero, y w_{jt} ($j=1, \dots, 4$) son los salarios relativos de cada categoría de trabajador con respecto a los obreros durante el año t ⁷. Dado que cada uno de estos salarios relativos es mayor que uno, L_{it}^* no puede ser menor que L_{it} . Nuestra medida del capital humano se define como la diferencia

$$H_{it} = L_{it}^* - L_{it}$$

Para la construcción del *stock* de capital utilizamos el método del inventario permanente. Para cada establecimiento i y tipo de bien de capital j , el capital se calcula como

$$(10) \quad K_{it}^j = I_{it}^j - S_{it}^j + (1 - \delta^j) K_{i,t-1}^j$$

donde I_{it}^j son compras de nuevos bienes de capital, S_{it}^j son ventas de bienes de capital, y δ^j es la tasa de depreciación. Las tasas de depreciación utilizadas son 0 para terrenos, 0.05 para edificios y estructuras, 0.10 para maquinaria y equipos, 0.15 para equipo de transporte y 0.10 para equipos de oficina. Luego, el *stock* de capital se define como

$$K_{it} = \sum_{j=1}^5 K_{it}^j$$

⁷ Los salarios relativos se calculan como, $w_{jt} = (W_{jt}/L_{jt}) / (W_{0t}/L_{0t})$ donde W_{jt} y W_{0t} son, respectivamente, la suma de salarios y prestaciones recibidos en el momento t por los trabajadores de la categoría j y por los obreros. Los propietarios que trabajan en el establecimiento no reportan sus ingresos en la Encuesta. Los incluimos en la categoría de gerentes.

Los niveles iniciales del capital en (10), K^J_{i0} , están dados por los valores de libros del capital durante el primer año en que cada establecimiento aparece en la encuesta. En algunos establecimientos el valor de libros se ha revalorizado después del primer año. En aquellos casos en que el valor de libros revalorizado excede nuestra medida del capital, hemos recalculado la ecuación (10) hacia adelante y hacia atrás, utilizando el valor de libros actualizado como el nivel inicial del capital. Todas las variables utilizadas en este cálculo han sido deflactadas por el índice general de precios del productor.

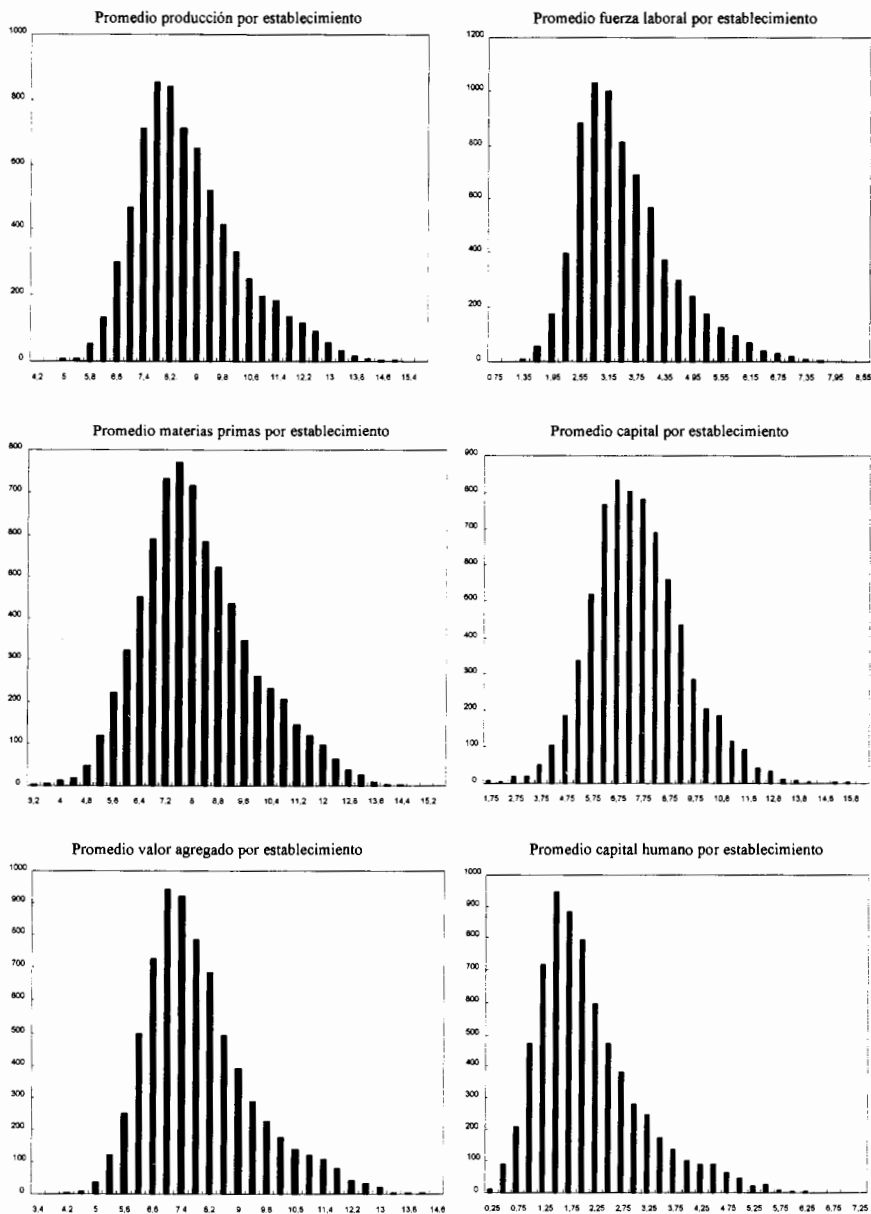
Cuadro 1
Resumen de datos

Variable	Panel desbalanceado				Subpanel balanceado			
	<i>n</i>	<i>N</i>	Media	Desviación estándar	<i>n</i>	<i>N</i>	Media	Desviación estándar
q_{it}	87,523	7,097	9.008	1.722	39,456	2,192	9.693	1.792
l_{it}	87,523	7,097	3.649	1.117	39,456	2,192	4.107	1.177
m_{it}	87,523	7,097	8.398	1.864	39,456	2,192	9.082	1.913
k_{it}	87,523	7,097	7.857	1.904	39,456	2,192	8.626	1.898
va_{it}	87,523	7,097	8.135	1.680	39,456	2,192	8.830	1.766
h_{it}	84,630	6,853	2.258	1.120	38,268	2,126	2.710	1.203

Todas las variables están expresadas en logaritmos naturales, q_{it} = output, l_{it} = trabajo, m_{it} = materiales, k_{it} = capital físico, va_{it} = valor agregado, h_{it} = capital humano, n = observaciones, N = establecimientos.

Utilizamos dos muestras. La primera comprende todos los establecimientos con un mínimo de seis observaciones consecutivas, con niveles estrictamente positivos de producción, trabajo, materiales, capital y valor agregado. Este es un *panel desbalanceado* en que los establecimientos son observados durante diferentes períodos de seis a 18 años consecutivos. La segunda muestra es un *subpanel balanceado* de la primera muestra, que incluye sólo a los establecimientos con 18 observaciones consecutivas. El Cuadro 1 resume los datos básicos. El Gráfico 1 incluye distribuciones de frecuencia de los promedios por establecimiento de dichos datos, para el caso del panel desbalanceado.

Gráfico 1 **Distribuciones de frecuencia de promedios del** **establecimiento productivo** **(Panel desbalanceado)**



III. RESULTADOS

¿Las diferencias tecnológicas que se observan entre distintos establecimientos son aleatorias o tienen una relación sistemática con los insumos de producción utilizados? Para responder este interrogante estimamos los Modelos 1 al 7 especificando al parámetro tecnológico alternativamente como un efecto fijo y como un efecto aleatorio, y luego comparamos los resultados. Hemos estimado cada modelo utilizando tanto el panel desbalanceado como el subpanel balanceado. El Cuadro 2 presenta estimaciones de los componentes de la varianza y algunos estadísticos.

Todos los tests estadísticos son rechazados a niveles convencionales de significancia. La varianza estimada de los efectos de establecimiento $\hat{\sigma}^2_{\mu}$ es muy pequeña comparada con la varianza estimada del error estadístico $\hat{\sigma}^2_v$. Nótese que $\hat{\sigma}^2_{\mu}$ es negativa en cinco de los siete modelos estimados con el panel desbalanceado. Como comentamos antes, $\hat{\sigma}^2_{\mu}$ puede ser negativa si la variabilidad entre establecimientos es mayor que aquella que se da en el tiempo de las observaciones de cada establecimiento. Dado que el panel desbalanceado contiene una elevada proporción de establecimientos pequeños, probablemente muy similares entre sí, la variabilidad entre establecimientos en esta muestra es menor que en el subpanel balanceado, lo que explicaría las varianzas estimadas negativas⁸.

La varianza de los efectos de establecimiento es pequeña, ¿pero podemos concluir que no es estadísticamente diferente de cero? Los multiplicadores de Lagrange *LM* y *LMI* prueban la hipótesis nula $H_0: \sigma^2_{\mu} = 0$ contra $H_1: \sigma^2_{\mu} \neq 0$ y $H_1: \sigma^2_{\mu} > 0$, respectivamente (véase Baltagi, 1995, pp. 162 - 4). En ambos casos la hipótesis nula es fuertemente rechazada. Los tests *F* rechazan la hipótesis de que los efectos de establecimiento son conjuntamente nulos en el modelo de efectos fijos. El estadístico Durbin-Watson para el modelo de efectos fijos (*DP*) no puede rechazar la hipótesis de correlación serial positiva en el término de error v_{it} . Sin embargo, este no es un problema serio: aunque los estimadores de los parámetros β de la regresión pierden eficiencia, ellos siguen siendo consistentes.

⁸ Este hallazgo no es inusual. Estudios de Montecarlo citados por Baltagi (1995, p. 17) indican que pueden ocurrir estimaciones negativas de la varianza cuando la verdadera σ^2_{μ} es pequeña y cercana a cero.

Cuadro 2
Estimaciones de los componentes de la varianza y estadísticos

Panel desbalanceado							
Modelo	$\hat{\sigma}_v^2$	$\hat{\sigma}_\mu^2$	F	LM	LMI	DP	MI
1	.035	-.00027	11.8	23765	352.9	1.27	3374
2	.035	-.00033	11.6	23717	352.1	1.27	3647
3	.035	-.00033	11.6	23745	352.6	1.28	4111
4	.035	-.00032	11.7	23749	352.6	1.28	3561
5	.035	-.00027	11.9	23768	352.9	1.27	3568
6	.041	.00077	15.7	26114	393.5	1.22	4284
7	.218	.00375	15.4	26346	397.5	1.16	3913
Subpanel balanceado							
Modelo	$\hat{\sigma}_v^2$	$\hat{\sigma}_\mu^2$	F	LM	LMI	DP	MI
1	.031	.00021	21.2	11120	292.6	1.13	2144
2	.031	.00014	21.0	11118	292.3	1.14	3555
3	.030	.00013	21.2	11143	293.0	1.15	4310
4	.031	.00019	21.1	11141	293.0	1.14	2447
5	.031	.00022	21.2	11127	293.0	1.14	2153
6	.036	.00053	24.1	11637	307.5	1.10	2781
7	.191	.00430	26.4	12242	325.3	1.01	2432

$\hat{\sigma}_v^2$ = varianza estimada del término de error

$\hat{\sigma}_\mu^2$ = varianza estimada del efecto del establecimiento

F = estadístico F para probar $H_0: \alpha_i = 0, \forall i$

LM = multiplicador de Lagrange para probar $H_0: \sigma_\mu^2 = 0$ contra $H_1: \sigma_\mu^2 \neq 0$

LMI = multiplicador de Lagrange para probar $H_0: \sigma_\mu^2 = 0$ contra $H_1: \sigma_\mu^2 > 0$

DP = estadístico Durbin-Watson para el modelo de efectos fijos

MI = estadístico de Hausman para probar $H_0: E(\alpha_i/x_i) = E(\alpha_i)$

Los Modelos 1, 2, 4, 5, y 6 son versiones restringidas del Modelo 3, cuya significancia estadística puede probarse por medio de tests F convencionales. Estos tests (cuyos resultados no se incluyen en el Cuadro 2) siempre rechazan las versiones restringidas, de modo que el Modelo 3 parece ser la “mejor” especificación. En particular, los datos rechazan fuertemente la frontera de producción Cobb-Douglas. También hemos probado la hipótesis de rendimientos constantes a escala, y encontramos que ella es rechazada en todas las especificaciones.

El estadístico más importante es el de Hausman M1, que permite probar la hipótesis nula de que los efectos de establecimiento no están correlacionados con los regresores en el modelo de efectos aleatorios. Rechazar la hipótesis nula implica que los estimadores de los parámetros β de la regresión son sesgados e inconsistentes. Los valores del estadístico de Hausman reportados en el Cuadro 2 rechazan fuertemente el modelo de efectos aleatorios y sugieren que los efectos de establecimiento están correlacionados con algunos de los regresores. En otras palabras, el nivel tecnológico de los establecimientos está correlacionado con alguno de los factores de producción.

Para explorar cuál es la dirección del sesgo en los valores estimados de β , computamos las elasticidades de producción del trabajo ($\partial y / \partial l$), los materiales ($\partial y / \partial m$), el capital ($\partial y / \partial k$), y la elasticidad de los rendimientos a escala, definida como $\partial y / \partial l + \partial y / \partial m + \partial y / \partial k$ (véase Varian, 1992, p. 16)⁹. Nótese que, excepto en la especificación Cobb-Douglas, las elasticidades varían de establecimiento en establecimiento. El Cuadro 3 reporta promedios simples por establecimiento de estas elasticidades.

Como puede verse en el Cuadro 3, el modelo de efectos aleatorios sesga hacia arriba las estimaciones de las elasticidades de producción y de los rendimientos a escala. Este modelo nos lleva a inferir incorrectamente que los rendimientos a escala son crecientes, cuando en realidad ellos tienden a ser decrecientes. El Gráfico 2 muestra las densidades empíricas de la elasticidad de rendimientos a escala para los modelos de efectos fijos y aleatorios¹⁰. Mientras que más del 99% de la distribución de los rendimientos a escala para el modelo de efectos aleatorios se encuentra en la región de rendimientos crecientes a escala, cerca del 82% de dicha distribución para el modelo de efectos fijos es inferior a 1¹¹.

De Long y Summers (1991, 1992, 1993) citan dos motivos principales por los cuales el nivel de eficiencia debe diferir entre establecimientos. En primer lugar,

⁹ Asumiendo que se les paga a los factores de producción de acuerdo con su productividad marginal, las elasticidades de producción representan la participación de los factores en el producto generado.

¹⁰ Los datos del Gráfico 2 fueron generados por el Modelo 1, estimado con el panel desbalanceado. Gráficos generados por los otros modelos y muestras son altamente similares.

¹¹ Las elasticidades de los factores promedio ocultan algunas diferencias entre distintos grupos de establecimientos y a través del tiempo; por ejemplo, la elasticidad del trabajo decrece ligeramente en el tiempo y es mayor para los establecimientos de menor tamaño. Pese a ello, la elasticidad promedio de los rendimientos a escala es prácticamente la misma en todas las agrupaciones.

la introducción de tecnologías nuevas y más eficientes ha estado históricamente asociada al uso de nuevos tipos de maquinaria y equipos. Asimismo, la creación de conocimiento tecnológico requiere la experiencia práctica de los trabajadores en el manejo de nuevos tipos de maquinarias (De Long y Summers, 1992, pp. 159-61). Estos argumentos implican que deberíamos observar una correlación positiva entre el nivel de inversión en maquinaria y equipos y el nivel de eficiencia entre establecimientos productivos.

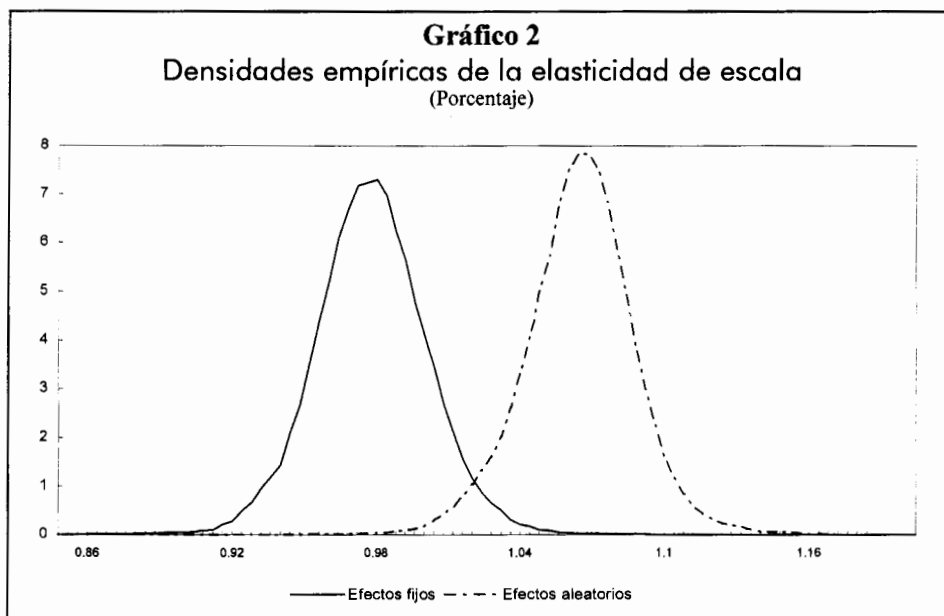
Cuadro 3
Elasticidades promedio

Modelo	Trabajo		Materiales		Capital		Escala	
	<i>e.f.</i>	<i>e.a.</i>	<i>e.f.</i>	<i>e.a.</i>	<i>e.f.</i>	<i>e.a.</i>	<i>e.f.</i>	<i>e.a.</i>
Panel desbalanceado								
1	.231	.286	.685	.697	.064	.084	.980	1.066
2	.234	.284	.685	.696	.066	.085	.984	1.065
3	.235	.284	.684	.696	.065	.085	.984	1.065
4	.231	.283	.684	.696	.066	.086	.981	1.064
5	.232	.286	.683	.697	.063	.084	.978	1.066
6	.206	.270	.666	.707	.074	.085	.946	1.062
7	.638	.828	-	-	.308	.360	.945	1.188
Subpanel balanceado								
1	.219	.261	.677	.709	.074	.100	.969	1.070
2	.223	.259	.677	.708	.073	.104	.973	1.071
3	.225	.259	.676	.708	.072	.103	.972	1.071
4	.222	.259	.674	.708	.074	.103	.971	1.070
5	.223	.260	.673	.709	.070	.101	.966	1.070
6	.189	.234	.657	.723	.088	.099	.934	1.055
7	.564	.777	-	-	.354	.423	.918	1.199

e.f. = modelo de efectos fijos, *e. a.* = modelo de efectos aleatorios

Para investigar esta hipótesis, calculamos el flujo promedio anual de inversiones en maquinaria y equipo por establecimiento (*IPME*) y dividimos la muestra de acuerdo con los deciles de esta variable. Luego computamos para cada decil de

IPME las medianas del nivel estimado de ineficiencia del establecimiento, $\hat{\mu}_i$ ¹², y de otras variables de interés: producción promedio del establecimiento (*PP*), trabajo promedio (*TP*), relación promedio capital-trabajo (*KP/TP*), y crecimiento promedio anual de la producción del establecimiento (*TC*). El Cuadro 4 presenta los resultados.



No sorprendentemente, la inversión promedio en maquinaria y equipo se asocia positivamente con el tamaño del establecimiento (medido tanto en términos de producción como de número de trabajadores)¹³. Lo que resulta más interesante es que la inversión en equipo está positivamente correlacionada con la intensidad en el uso del capital y con el crecimiento de la producción, especialmente en el panel desbalanceado. Si la tecnología de producción fuera única, como en el modelo neoclásico, esperaríamos encontrar una correlación

¹² En todos los casos estimamos el parámetro de ineficiencia μ_i con la versión de efectos fijos del Modelo 1. (Véase Ecuaciones 4 y 5).

¹³ Las correlaciones de rango entre *IPME* y *PP* son 0.78 en el panel desbalanceado y 0.86 en el subpanel balanceado. Las correlaciones de rango entre *IPME* y *TP* son 0.73 en el panel desbalanceado y 0.82 en el subpanel balanceado.

negativa entre la relación capital-trabajo y la tasa de crecimiento de la producción. Esto es así porque en los establecimientos con una baja relación capital-trabajo, la productividad del capital debería ser más alta, implicando una tasa mas rápida de acumulación del capital. Si, por el contrario, los establecimientos con una baja relación capital-trabajo son sistemáticamente menos eficientes, la productividad del capital puede ser más baja en ellos, implicando una tasa más baja de acumulación del capital.

La última columna del Cuadro 4 muestra que la inversión en maquinaria y equipo está negativamente correlacionada con el nivel de ineficiencia de los establecimientos: de estos los que más invierten están sistemáticamente más cerca de la frontera de producción. Los diagramas de dispersión presentados en los Gráficos 3 y 4 complementan la información presentada en el Cuadro 4¹⁴. Nótese que el nivel de ineficiencia y la inversión promedio en maquinaria y equipo tienen una asociación más negativa en el subpanel balanceado. Es probable que esta muestra sea más apropiada para los propósitos que perseguimos, ya que el panel desbalanceado incluye un elevado número de establecimientos nuevos y que han fracasado, los que tienden a ser sistemáticamente menos eficientes (véase Liu, 1993). No obstante, los resultados siguen siendo válidos aun en el contexto más ruidoso del panel desbalanceado.

De Long y Summers enfatizan que es la inversión en equipo, antes que en estructuras, la que estimula el crecimiento de la productividad. La siguiente pregunta que investigamos es si el nivel de eficiencia de los establecimientos está más fuertemente asociado con la inversión en equipo o con otros tipos de inversión. El Cuadro 5 presenta coeficientes de correlación de $\hat{\mu}_i$ con la inversión promedio total (*IP*) y sus componentes: maquinaria y equipo, equipo de oficina (*IPEO*), equipo de transporte (*IPET*), edificios y estructuras (*IPEE*), y terrenos (*IPT*)¹⁵. Los resultados muestran que la eficiencia está correlacionada más fuertemente con la inversión en equipo que con la inversión en estructuras. Asimismo, la inversión en equipo de oficina está aún más altamente correlacionada con la eficiencia que la inversión en maquinaria y equipo.

¹⁴ El eje horizontal representa el rango de *IPME* (que se obtiene ordenando todas sus observaciones de la más pequeña a la más grande). Los valores de μ_i en el eje vertical excluyen las colas de la distribución (alrededor del 1% en cada dirección).

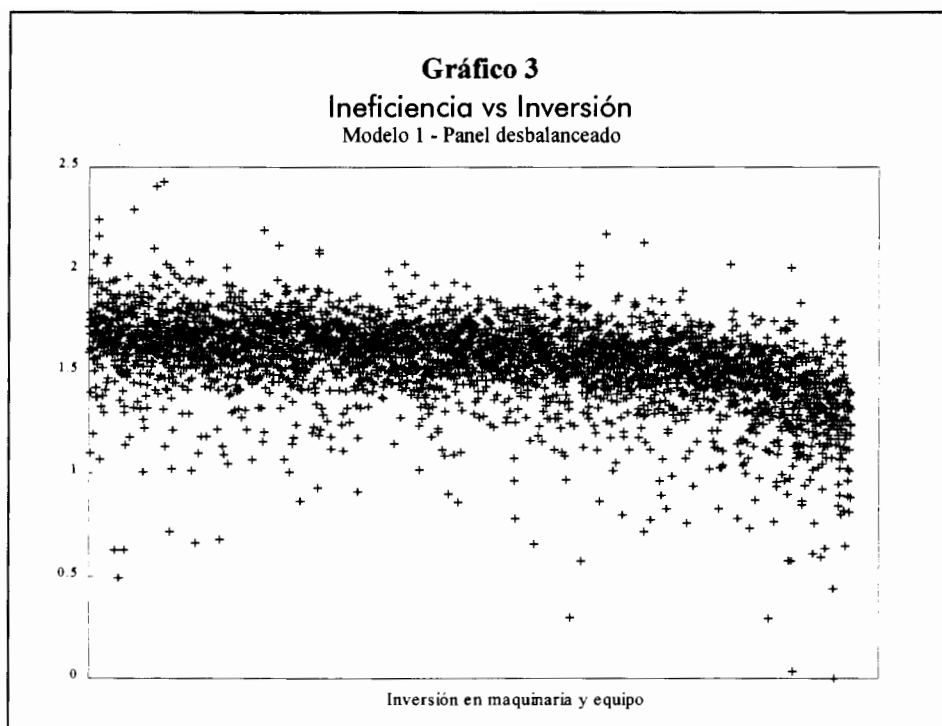
¹⁵ Recuérdese que la medida de ineficiencia se ha estimado con el Modelo 1. Sin embargo, los resultados obtenidos a partir de medidas de ineficiencia estimadas con los otros modelos son muy similares.

Cuadro 4
Medianas por decil de la inversión promedio en
maquinaria y equipo

Decil de <i>IPME</i>	<i>IPME</i>	<i>PP</i>	<i>TP</i>	<i>KP/TP</i>	<i>TC</i>	$\hat{\mu}_i$
Panel desbalanceado						
1	1	1,381	13	27	-5.3	1.685
2	9	1,966	16	32	-2.7	1.657
3	25	2,436	18	37	-1.1	1.647
4	48	3,191	21	42	0.5	1.633
5	80	4,054	26	48	1.9	1.615
6	136	5,580	30	63	2.4	1.064
7	235	8,219	38	90	3.3	1.573
8	465	13,129	48	108	5.3	1.547
9	1,118	28,962	75	164	5.5	1.487
10	4,987	129,089	204	301	4.8	1.343
Subpanel balanceado						
1	6	2,378	18	34	-1.0	1.704
2	30	3,354	23	49	0.2	1.717
3	63	4,880	27	59	0.9	1.693
4	115	6,494	35	69	1.0	1.676
5	209	9,364	43	96	2.3	1.629
6	382	14,584	61	106	3.2	1.588
7	748	27,830	75	137	4.4	1.556
8	1,597	50,955	118	181	3.5	1.483
9	3,533	107,683	195	221	4.5	1.372
10	15,238	330,052	469	371	3.5	1.279

IPME = inversión promedio en miles de pesos de 1975, *PP* = producción promedio en miles de pesos de 1975, *TP* = número promedio de trabajadores, *KP/TP* = relación promedio capital-trabajo (capital en miles de pesos de 1975), *TC* = tasa promedio de crecimiento de la producción, $\hat{\mu}_i$ = nivel promedio de ineficiencia del establecimiento (estimado a partir del Modelo 1, con efectos fijos).

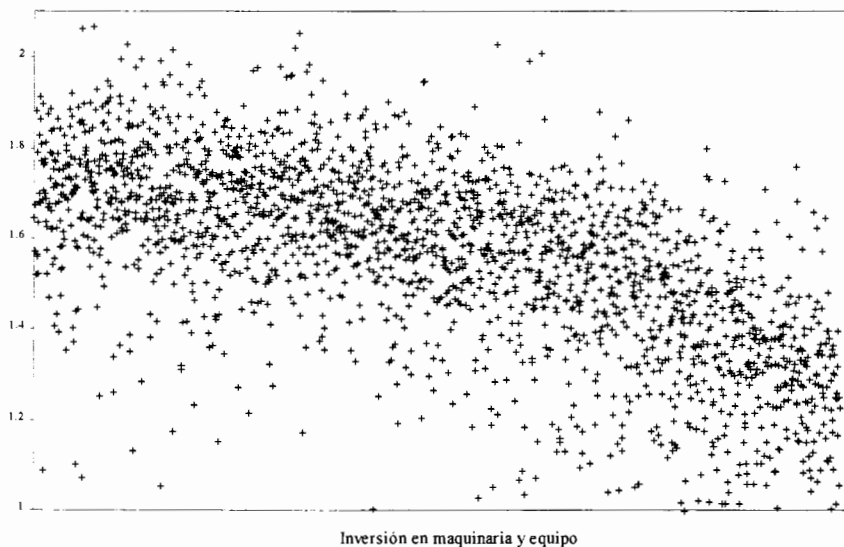
Por construcción de las medidas del *stock* de capital, los establecimientos con mayores inversiones promedio anuales deberían tener un mayor *stock* de capital. Tal como lo sugieren los datos del Cuadro 4, la correlación entre la inversión en equipo y la eficiencia puede explicarse por una asociación más general entre la eficiencia y el tamaño del establecimiento. Para investigar este punto, también computamos en el Cuadro 5 los coeficientes de correlación de $\hat{\mu}_i$ con los insumos promedio (*al am ak*) y sus interacciones (*alk amk alm*). Los resultados muestran que todos los factores de producción y sus interacciones se correlacionan negativamente con la ineficiencia.



Si el tamaño es un elemento importante de la explicación, normalizando los componentes de la inversión por el tamaño del establecimiento debería, presumiblemente, reducir o eliminar la magnitud de estas correlaciones. Las correlaciones entre inversión y eficiencia presentadas en el Cuadro 5 se reducen algo cuando la inversión es normalizada por el número de trabajadores empleados. Pero ellas se reducen significativamente cuando la inversión es normalizada por el nivel de producción.

Una posible explicación de la correlación positiva entre el tamaño del establecimiento y la eficiencia podría ser que los establecimientos de mayor tamaño emplean fuerza laboral más calificada. Existen dos razones adicionales para sospechar que el capital humano debería incluirse como un factor adicional de la producción. La primera es que alrededor del 82% de la distribución de la elasticidad de escala para el modelo de efectos fijos (véase Gráfico 2) está en la región de los rendimientos decrecientes a escala. Bajo rendimientos decrecientes, o bien, algunos factores de producción reciben un pago mayor que el de su producto marginal, o existe un factor de producción “oculto” que responde por la diferencia.

Gráfico 4
Ineficiencia vs Inversión
 Modelo 1 - Subpanel balanceado



La segunda razón consiste en que la tasa marginal de sustitución capital-trabajo $TMS_{kl} = f_l / f_k$ estimada con los datos aumenta visiblemente con el tamaño de la empresa. Si las empresas maximizan beneficios y los mercados de los factores son perfectamente competitivos, TMS_{kl} debería ser igual al salario dividido por el costo de uso del capital. Y si existen distintas calidades de trabajo de acuerdo con el contenido de capital humano de los trabajadores, la más alta TMS_{kl} observada en los establecimientos más grandes podría deberse a que ellos emplean un mayor número de trabajadores calificados¹⁶.

Para investigar este punto, reespecificamos los modelos 1-7 incluyendo al capital humano como un factor adicional de producción. Los resultados aparecen en el Apéndice. Si bien mejora el ajuste del modelo y las pruebas F rechazan la hipótesis de que los coeficientes del capital humano y sus

¹⁶ Una explicación alternativa (o complementaria) es que los mercados de capital no son competitivos. Si las empresas más pequeñas tienen un menor acceso al crédito, el costo marginal del capital sería mayor para ellas, lo que implicaría una menor tasa marginal de sustitución capital-trabajo.

interacciones con otras variables son nulos, el resto del análisis sigue siendo válido con capital humano o sin él. En particular, los tests de Hausman siguen rechazando fuertemente el modelo de efectos aleatorios, el que sigue sobrestimado las elasticidades de producción de los factores y los rendimientos a escala.

Cuadro 5
Correlaciones de rango de ineficiencia del
establecimiento productivo

Muestra	IP	IPME	IPEO	IPET	IPEE	IPT
Desbalanceada	-.49	-.48	-.53	-.38	-.34	-.26
Balanceada	-.66	-.64	-.71	-.58	-.51	-.37
Muestra	al	am	ak	alm	alk	amk
Desbalanceada	-.51	-.49	-.45	-.53	-.51	-.49
Balanceada	-.64	-.67	-.63	-.68	-.66	-.67
Muestra	IP/TP	IPME/TP	IPEO/TP	IPET/TP	IPEE/TP	IPT/TP
Desbalanceada	-.35	-.36	-.43	-.23	-.24	-.19
Balanceada	-.52	-.51	-.59	-.32	-.33	-.22
Muestra	IP/PP	IPME/PP	IPEO/PP	IPET/PP	IPEE/PP	IPT/PP
Desbalanceada	-.04	-.11	-.16	-.05	-.10	-.13
Balanceada	-.05	-.15	-.19	.02	-.03	-.07

La inclusión de capital humano no afecta el patrón de correlación de $\hat{\mu}_i$. Sin que deba sorprendernos, la única modificación del análisis consiste en que la eficiencia también tiene una fuerte correlación con el capital humano. Aún cuando se controla por capital humano, mayores niveles de inversión en maquinaria y en equipo de oficina están asociados con menor ineficiencia. Y el tamaño del establecimiento todavía parece ser la variable clave. Estos resultados concuerdan con los de Islam (1995), quien encontró que las diferencias tecnológicas a través de los países no pueden ser explicadas por diferencias en el capital humano¹⁷.

¹⁷ En un conjunto adicional de regresiones (que no aparecen en el presente estudio), agregamos una variable explicativa adicional, "gastos generales del establecimiento", que usualmente no se incluye como un factor de producción. Esta variable incluye, entre otros elementos, los rubros de publicidad y propaganda, y servicios profesionales, rubros que son utilizados más intensamente por los establecimientos de mayor tamaño. Los resultados indican que las diferencias tecnológicas siguen estando sistemáticamente correlacionadas con el tamaño de la empresa. En particular, los establecimientos en los dos o tres deciles de mayor inversión, son claramente los más eficientes. Asimismo, las estimaciones de los rendimientos a escala siguen mostrando un sesgo positivo en el modelo de efectos aleatorios.

A. PRODUCTIVIDAD VARIABLE EN EL TIEMPO

Como vimos en el Cuadro 4, la inversión promedio en maquinaria y equipo está positivamente asociada con el crecimiento de la producción. ¿Pero las empresas que efectúan mayores inversiones en equipos crecen con mayor rapidez porque su productividad crece a un mayor ritmo, o simplemente, porque están acumulando capital más rápidamente? Para dilucidar este interrogante, se hace necesario extender el modelo econométrico utilizado hasta ahora, con el fin de permitir que el parámetro tecnológico cambie a través del tiempo. En la siguiente especificación la eficiencia varía tanto a través de los establecimientos como en el tiempo:

$$(11) \quad y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + v_{it} - \mu_{it}$$

Para reducir el número de parámetros a estimar, asumimos que la tecnología puede expresarse como una función cuadrática del tiempo (véase Cornwell, Schmidt y Sickles, 1990):

$$(12) \quad \mu_{it} = \theta_{0i} + \theta_{1i}t + \theta_{2i}t^2$$

Dados los resultados obtenidos en la sección anterior, especificamos θ_{0i} , θ_{1i} , y θ_{2i} como efectos fijos. La ecuación a estimar es similar a la ecuación (3):

$$y_{it} - y_{it}^p = \beta' [x_{it} - x_{it}^p] + v_{it} - v_{it}^p$$

donde y_{it}^p , x_{it}^p y v_{it}^p son proyecciones mínimo cuadráticas de y_{it} , x_{it} y v_{it} en una constante, el tiempo, y el tiempo al cuadrado. Esta transformación elimina a μ_{it} , permitiendo la estimación del modelo dado por las ecuaciones (11) y (12) por MCO.

Adoptando el supuesto simplificador de que α y β no varían en el tiempo, el cambio esperado en y_{it} está dado por

$$\beta' (x_{it+1} - x_{it}) - (\mu_{it+1} - \mu_{it})$$

o, definiendo el parámetro de eficiencia del establecimiento i en el momento t como $\alpha_{it} = \alpha - \mu_{it}$, por

$$\beta' (x_{it+1} - x_{it}) + (\alpha_{it+1} - \alpha_{it})$$

Mientras que el primer término representa aumentos en la producción, debidos a cambios en los insumos, el segundo registra aumentos en la producción causados por mejoras en la eficiencia o productividad. Las siguientes medidas específicas a cada establecimiento representan cambios en los insumos (*CI*) y en la productividad (*CP*):

$$CI_i = \exp \left[\frac{1}{T_i - 1} \sum_{t=1}^{T_i-1} \beta' (x_{it+1} - x_{it}) \right] - 1,$$

$$CP_i = \exp \left[\frac{1}{T_i - 1} \sum_{t=1}^{T_i-1} \beta' (\alpha_{it+1} - \alpha_{it}) \right] - 1$$

Con el propósito de comparar estas medidas con las que se utilizan habitualmente en estudios de contabilidad del crecimiento (véase, por ejemplo, Solow, 1957), computamos dos medidas alternativas de los cambios en los insumos y en la productividad. Definimos el cambio en los insumos de acuerdo con la contabilidad del crecimiento (*CICC*) como un promedio ponderado de las tasas promedio de crecimiento anual del trabajo, los materiales y el capital. Las ponderaciones están dadas por las participaciones de los factores estimadas con el modelo Cobb-Douglas, con efectos fijos (véase Modelo 6 en el Cuadro 3) ajustadas de manera tal que sumen uno¹⁸. Asimismo, calculamos el cambio en la productividad total de los factores (*CPTF*) como la diferencia entre la tasa promedio de crecimiento anual de la producción y *CICC*.

En ambas descomposiciones, el cambio en los insumos constituye el componente principal del crecimiento. La correlación de rango entre crecimiento y cambio en los insumos es de 0.95 en el panel desbalanceado y 0.94 en el subpanel balanceado. La correlación de rango entre crecimiento y *CICC* es de 0.94 en ambas muestras. Nuestra medida de crecimiento de la productividad *CP* tiene una correlación relativamente elevada con el crecimiento: 0.58 en el panel desbalanceado y 0.57 en el subpanel balanceado. Por el contrario, *CPTF* tiene escasa correlación con el crecimiento: 0.35 en el panel en desequilibrio y 0.32 en el subpanel en equilibrio¹⁹.

¹⁸ Para el panel desbalanceado, las ponderaciones del trabajo, los materiales y el capital obtenidos son 0.218, 0.704 y 0.078. Para el subpanel balanceado, ellas son 0.202, 0.703 y 0.095.

¹⁹ Las correlaciones de crecimiento con *CI* y *CP* son muy semejantes con distintas especificaciones de la frontera de producción.

Con el objeto de evaluar la relación entre inversión en maquinaria y equipo y crecimiento de la productividad, calculamos las medianas de *CP* y *CPTF* por decil de inversión en maquinaria y equipo²⁰. Esta información permite examinar la hipótesis de De Long y Summers acerca de una asociación positiva entre la inversión en maquinaria y equipo y el crecimiento de la productividad.

El Cuadro 6 confirma que el cambio en los insumos juega un papel crucial en la explicación del crecimiento de la producción. Por lo tanto, la asociación positiva entre la inversión en maquinaria y equipo y el crecimiento, se explica simplemente por la más rápida acumulación del capital por parte de establecimientos con una alta tasa de inversión. El panel desbalanceado muestra una relación positiva entre el crecimiento de la productividad (*CP*) y la inversión en maquinaria y equipo, otorgando algún respaldo a la hipótesis de De Long y Summer. Pero dicha relación es mucho más débil en el subpanel balanceado, e inexistente cuando el crecimiento de la productividad es medido por medio del crecimiento de la productividad total de los factores (*CPTF*)²¹.

Cuadro 6
Medianas por decil de la inversión promedio en maquinaria y equipo

Decil de <i>IPME</i>	Panel desbalanceado					Subpanel balanceado				
	<i>TC</i>	<i>CI</i>	<i>CP</i>	<i>CICC</i>	<i>CPTF</i>	<i>TC</i>	<i>CI</i>	<i>CP</i>	<i>CICC</i>	<i>CPTF</i>
1	-5.3	-4.8	-0.4	-5.5	0.2	-1.0	-1.4	0.3	-1.6	0.3
2	-2.7	-2.4	-0.4	-2.5	-0.2	0.2	-0.4	0.6	-0.3	0.4
3	-1.1	-1.4	-0.3	-1.2	0.1	0.9	0.5	0.3	0.4	0.2
4	0.5	0.5	-0.0	0.8	-0.1	1.0	0.7	0.5	0.7	0.2
5	1.9	1.8	0.2	2.0	-0.1	2.3	1.7	0.5	1.6	0.1
6	2.4	1.9	0.3	2.4	-0.1	3.2	2.6	0.6	2.9	0.2
7	3.3	2.8	0.3	3.4	-0.0	4.4	3.5	0.9	4.1	0.4
8	5.3	4.8	0.5	5.3	0.2	3.5	3.1	0.7	3.4	0.2
9	5.5	4.6	0.6	5.1	0.2	4.5	4.1	0.7	4.4	0.2
10	4.8	4.3	0.3	4.7	0.2	3.5	3.6	0.6	3.9	0.1

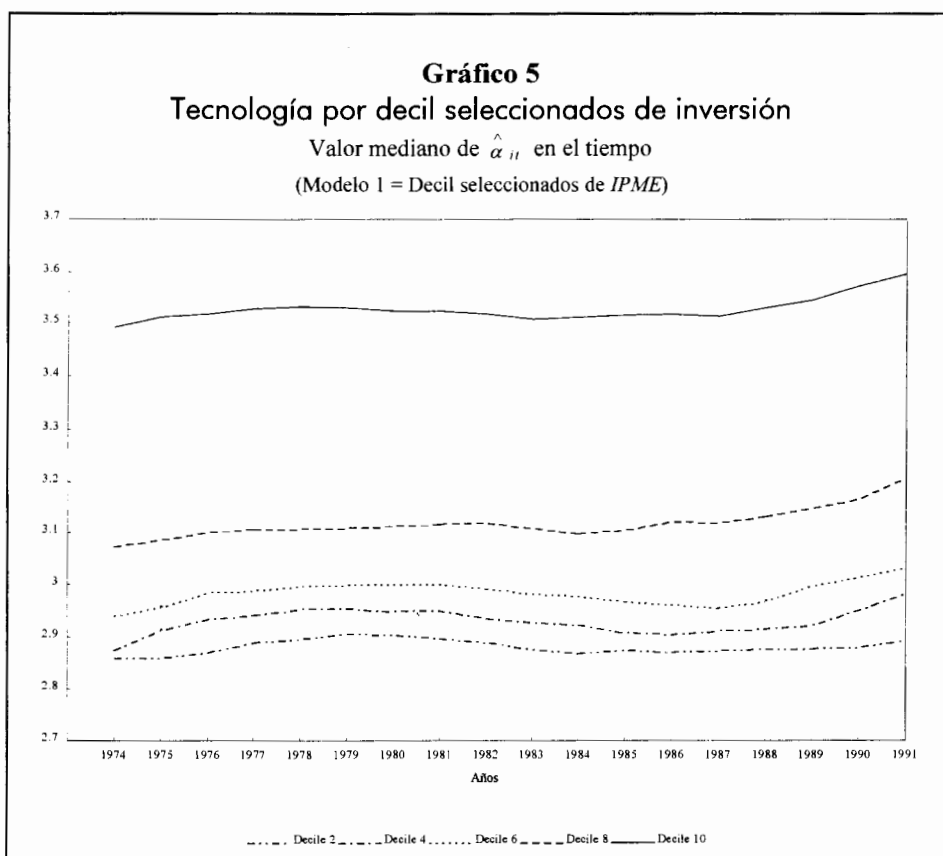
TC = tasa de crecimiento de la producción; *CI* = cambio promedio anual de los insumos; *CP* = cambio promedio anual de la productividad; *CICC* = cambio promedio anual del insumo calculado como un promedio ponderado de las tasas promedio de crecimiento anual de la fuerza laboral, materias primas y capital; *CPTF* = crecimiento promedio anual de la productividad total de los factores.

²⁰ *CP* se estima con el Modelo 1.

²¹ También hemos calculado las correlaciones de rango de *CP* con los diferentes componentes de la inversión, como en el Cuadro 5. Si bien dichas correlaciones son positivas, resultan más bien bajas y muestran importantes variaciones a través de los distintos modelos.

La conclusión del análisis es que pese a que la inversión en maquinaria y equipo no se asocia significativamente con el crecimiento de la productividad, este tipo de inversión tiene una fuerte correlación con el nivel de eficiencia técnica de los establecimientos. El Gráfico 5 ofrece un buen resumen de estos resultados. Dicho Gráfico muestra la evolución en el tiempo del valor mediano del parámetro tecnológico específico a cada establecimiento (estimado con el Modelo 1 utilizando el subpanel de equilibrio) por deciles seleccionados de *IPME*.

Claramente, los establecimientos productivos que hacen mayores inversiones en maquinaria y equipo se caracterizan por niveles más elevados de tecnología. Sin embargo, el Gráfico no muestra evidencia alguna de una asociación positiva entre la inversión en maquinaria y equipo y crecimiento tecnológico.



IV. CONCLUSIONES

Estudios teóricos recientes sobre el crecimiento endógeno han retado la especificación neoclásica usual que define la tecnología como un bien público disponible a todas las unidades de producción. Romer (1990) y otros autores han argumentado que la tecnología es un bien parcialmente excluible producido por el sector privado con la intención de obtener una ganancia. La excluibilidad parcial de la tecnología implica que las mejoras tecnológicas no se difunden en forma instantánea a través de las unidades de producción. Por lo tanto, la tecnología diferirá a través de las unidades de producción en cada punto en el tiempo.

¿Qué explica las diferencias tecnológicas? Los modelos de crecimiento endógeno hacen énfasis en que la generación de tecnología exige ciertos insumos, tales como nuevos tipos de maquinaria y equipo, o el tiempo de los trabajadores necesario para adquirir nuevas habilidades. Por lo tanto, una hipótesis plausible consiste en que la tecnología se asocia positivamente con el nivel de inversión en maquinaria y equipo o con el insumo de capital humano.

Mediante el uso de un amplio panel de establecimientos productivos de Colombia, el presente estudio ha demostrado que el parámetro tecnológico específico a cada establecimiento tiene una correlación positiva con la inversión en maquinaria y equipo y, más generalmente, con el tamaño del establecimiento productivo. Asimismo, confirma los hallazgos de Islam (1995) en donde las diferencias tecnológicas a través de los establecimientos siguen existiendo aun cuando el capital humano se incorpora como un insumo adicional de producción. Si bien los datos muestran una fuerte correlación entre la inversión en equipo y la eficiencia estática, la correlación entre ese tipo de inversión y el crecimiento de la productividad es, a lo sumo, débil. Por tanto, los resultados confirman el supuesto general de De Long y Summers de una asociación positiva entre la inversión en equipo (en oposición a la inversión en estructuras) y la productividad, aunque no confirman su hipótesis de una fuerte relación entre la inversión en equipo y el crecimiento de la productividad.

APENDICE

Resumen de regresiones con capital humano

Cuadro A1
Estimadores de los componentes de la varianza y estadísticos

Modelo	$\hat{\sigma}^2_v$	$\hat{\sigma}^2_\mu$	F	LM	LM1	DP	M1
Panel desbalanceado							
1	.034	-.00038	11.3	22013	330.3	1.27	3374
2	.034	-.00044	11.1	21990	329.9	1.28	3647
3	.034	-.00046	11.1	21985	329.8	1.28	4111
4	.034	-.00044	11.2	21995	330.0	1.28	3561
5	.034	-.00039	11.3	22003	330.0	1.27	3568
6	.039	-.00077	15.5	25027	383.3	1.22	4284
7	.212	-.00174	14.1	24092	366.8	1.17	3913
Subpanel balanceado							
1	.030	.00006	19.8	10355	275.1	1.14	2732
2	.030	-.00001	19.8	10338	274.6	1.15	4599
3	.030	-.00004	19.9	10345	274.8	1.15	5720
4	.030	-.00004	19.8	10360	275.2	1.14	3228
5	.030	.00006	19.8	10353	275.1	1.14	2769
6	.035	.00040	22.9	11102	297.4	1.11	2445
7	.186	.00256	24.3	11262	302.1	1.03	3786

Cuadro A2
Elasticidades promedio

	Trabajo		Materiales		Capital físico		Capital humano		Escala	
	<i>e. f.</i>	<i>e. a.</i>	<i>e. f.</i>	<i>f. a.</i>	<i>e. f.</i>	<i>e. a.</i>	<i>e. f.</i>	<i>e. a.</i>	<i>e. f.</i>	<i>e. a.</i>
Panel desbalanceado										
1	.216	.235	.687	.691	.061	.077	.025	.078	.989	1.081
2	.220	.235	.686	.689	.062	.079	.026	.077	.994	1.080
3	.224	.235	.685	.689	.062	.079	.022	.078	.993	1.081
4	.217	.233	.686	.690	.063	.079	.024	.077	.990	1.080
5	.218	.234	.686	.691	.061	.077	.022	.079	.987	1.081
6	.189	.231	.668	.703	.071	.079	.033	.061	.961	1.074
7	.595	.654	-	-	.298	.325	.089	.265	.982	1.244
Subpanel balanceado										
1	.199	1.94	.681	.705	.071	.092	.026	.094	.977	1.085
2	.203	.194	.679	.704	.069	.094	.027	.093	.979	1.085
3	.208	.194	.677	.704	.068	.094	.024	.094	.977	1.085
4	.202	.193	.678	.704	.070	.093	.026	0.94	.976	1.084
5	.203	.193	.678	.705	.067	.092	.026	.095	.973	1.085
6	.171	.186	.661	.723	.084	.090	.032	.066	.949	1.065
7	.532	.582	-	-	.346	.382	.073	.285	.951	1.249

e.f. = modelo de efectos fijos. *e.a.* = modelo de efectos aleatorios

REFERENCIAS

- Balgati, Badi H. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: John Wiley & Sons.
- Basu, Susanto y John G. Fernald (1997), "Returns to Scale in U. S. Production: Estimates and Implications," *Journal of Political Economy*, 249-283.
- Cornwell, Christopher, Peter Schmidt, y Robin C. Sickles (1990), "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics*, 185-200.
- De Long, J. Bradford y Lawrence H. Summers (1991), "Equipment Investment and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 106:2, 445-502.
- (1992), "Equipment Spending and Economic Growth: How Strong is the Nexus?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:1992, 157-99.
- (1993), "How Strongly do Developing Economies Benefit from Equipment Investment?" *Journal of Monetary Economics*, 32:3, 395-415.
- Griliches, Zvi y V. Ringstad (1971), *Economies of Scale and the Form of the Production Function: An Economic Study of Norwegian Manufacturing Establishment Data*, Amsterdam: North-Holland.
- Islam, Nazrul (1995), "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110:4, 1127-1170.
- Koop, Gary, Jacek Osiewalski y Mark F. J. Steel (1995), "The Components of Output Growth: A Cross-Country Analysis", Centre for Operations Research & Econometrics, Université Catholique de Louvain, Discussion Paper No. 9503.
- Levine, Ross y David Renelt (1992), "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", *American Economic Review*, 82:4, 942-63.
- Liu, Lili (1993), "Entry-Exit, Learning and Productivity Change: Evidence from Chile", *Journal of Development Economics*, 22:1, 3-42.
- Mankiw, N. Gregory (1995), "The Growth of Nations", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1995, 275-310.
- Mankiw, N. Gregory, David Romer, y David N. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107:2, 407-37.
- Romer, Paul M. (1990), "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98, S71-102.
- Schmidt, Peter y Robin C. Sickles (1984), "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2:4, 367-74.
- Solow, Robert (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70:1, 65-94.
- Solow, Robert (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39:3, 312-20.
- Varian, Hal R. (1992), *Microeconomic Analysis*, Third Edition, New York, W. W. Norton.